

Una reconsideración del efecto Fisher a partir de Fama: una aplicación al caso español

Antonio Aznar¹ - Javier Nieves

Envío de correspondencia:

Antonio Aznar Grasa.

Facultad de CC. Económicas y Empresariales.

Dpto. de Análisis Económico.

Gran vía, 2. - 50005 ZARAGOZA

Tel. (976) 231341 - Fax (976) 232762.

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es doble. Primero, presentar un nuevo esquema teórico para contrastar el Efecto Fisher desarrollado a partir del enfoque seguido por Fama (1975). En segundo lugar, aplicar dicho esquema a datos mensuales de la economía española.

La evidencia presentada indica con claridad rechazar el Efecto Fisher, existiendo una relación muy débil entre la tasa de inflación y los movimientos en el tipo de interés nominal.

SUMMARY

In this paper, following Fama (1975), a new framework for testing the Fisher hypothesis is presented. Then, using monthly spanish data this hypothesis is tested.

Our empirical results indicate that the behaviour of market interest was almost completely independent of the rate of inflation. Clearly, this result casts some doubt on the Fisher hypothesis for explaining the behaviour of nominal interest rates.

1. Este trabajo de investigación se ha realizado en el marco del Proyecto de Investigación n.º PB90-0919 de la DGICYT. El segundo autor desea agradecer también la ayuda y colaboración prestada por la Fundación Caja Madrid.

1. INTRODUCCIÓN

El efecto Fisher establece que cualquier variación ocurrida en la tasa de inflación se transmite íntegramente al tipo de interés nominal.

Fisher (1930) justificó teóricamente que la transmisión se produciría en el mismo periodo en el que había tenido lugar la variación en la tasa de inflación, pero cuando trató de ilustrar sus resultados con datos empíricos, se encontró con que la transmisión ocurría pasados una serie de periodos y, en algunos casos, después de pasados muchos periodos. Su explicación es clara: los agentes tienen dificultades para predecir la tasa de inflación, y estas dificultades explican que la respuesta del tipo nominal a variaciones en la tasa de inflación se produzcan tras una serie de periodos. Utilizando sus mismas palabras:

«Hemos encontrado evidencia general y específica, analizando la correlación entre la tasa de inflación y los tipos de interés de corto y largo plazo, que los cambios de precios afectan de forma clara al tipo de interés en la dirección indicada a priori por la teoría. Pero debido a que la predicción es imperfecta, los efectos son menores que los establecidos por la teoría, retardando su efectividad en el tiempo, en ocasiones, en periodos muy largos.»

Como puede verse en Roll (1972) y Sargent (1973), la actividad en torno al efecto Fisher asumió este planteamiento y se estimaron modelos en los que se incorporaban esquemas de formación de expectativas que dependían de un número grande de retardos de la variable precios.

Con la llegada y predominio de la hipótesis de expectativas racionales en la Teoría Económica, el trabajo en torno al efecto Fisher empezó a variar. En principio, no hay por qué pensar que los agentes van a cometer errores sistemáticos a la hora de formar expectativas; si esto es así, lo lógico es pensar que dichos agentes, a la hora de fijar el tipo nominal de un título, incorporen en el mismo una predicción de la tasa de inflación que girará en torno a la que realmente se observará, por lo que cualquier cambio en la tasa de inflación se transmitirá íntegramente al tipo nominal en el mismo periodo en que se produce el cambio, subyaciendo siempre el supuesto de que la tasa de inflación esperada no afecta al tipo de interés real ex-ante.

Fama (1975) es, sin duda, el autor que mejor plasmó estas ideas en torno al concepto de mercado financiero eficiente. Fama escribe lo siguiente:

«Un mercado eficiente utiliza correctamente toda la información relevante al fijar los precios. Si la tasa de inflación se puede predecir y si el tipo de interés real ex-ante de equilibrio no cambia, de forma que compense exactamente los cambios ocurridos en la tasa de inflación esperada, entonces en un mercado eficiente habrá una relación

entre el tipo nominal de interés observado en un punto y la tasa de inflación posteriormente observada.» Continúa diciendo que si dicha relación no se produce, el mercado es ineficiente en el sentido de que no utiliza información relevante acerca de la inflación futura.

Hay que destacar dos elementos básicos en la argumentación de Fama: la tasa de inflación es predecible en línea con la hipótesis de expectativas racionales y el tipo real ex-ante no responde a los cambios en la tasa de inflación. Posteriormente, a lo largo de su trabajo, restringe más este supuesto y asume que el tipo real ex-ante es constante.

Un aspecto adicional a destacar en el trabajo de Fama es el de que, a diferencia de lo que ha sido la práctica habitual antes y después de dicho trabajo de considerar como variable dependiente de la relación el tipo de interés nominal, él tomó como variable dependiente la tasa de variación del poder de compra. Nosotros, en este trabajo, seguiremos este enfoque pese a que puede parecer contradictorio a la vista de la definición presentada en el primer párrafo del mismo.

Si la evidencia empírica no avala la respuesta del tipo nominal a las variaciones en la tasa de inflación, entonces, o bien hay que rechazar la hipótesis de expectativas racionales, o bien hay que rechazar la independencia del tipo real ex-ante respecto a la tasa de inflación o bien las dos.

La evidencia aportada por el propio Fama (1975) utilizando datos mensuales desde 1953 hasta 1971 para Estados Unidos era favorable al modelo de ajuste en el mismo periodo. Pero estos resultados pronto fueron puestos en tela de juicio por numerosos autores. Ver, por ejemplo, Nelson y Schwert (1977), Carlson (1977) y Joines (1977).

En general, en toda esta literatura se mantuvo la hipótesis de expectativas racionales, así que la evidencia empírica contraria a lo esperado trató de explicarse relajando la hipótesis de que el tipo de interés real ex-ante era constante. Por ejemplo, Fama y Gibbons (1982) mantienen la hipótesis de paseo aleatorio para el tipo real ex-ante; Litterman y Weiss (1985) mantienen que el tipo real ex-ante sigue un proceso autorregresivo y en Levi y Makin (1978), Melvin (1982), Hoffman y Schlagenhauf (1982), Wilcox (1983) y Mishkin (1984) se supone que el tipo real ex-ante depende de su propio pasado, además de un grupo de variables, tanto de demanda, como las relacionadas con la cantidad de dinero, la incertidumbre en la inflación o el déficit público, como de oferta, como las relacionadas con la evolución seguida por los precios de productos importados. Un punto a destacar es que en algunos de estos trabajos la tasa de inflación esperada tiene la consideración de exógena y se sigue manteniendo el supuesto hecho por Fama que establece la no correlación entre dicha variable y el tipo real ex-ante.

El último eslabón en esta cadena se da en trabajos como el de Spiro (1989), en el que se especifica una relación negativa entre el tipo real ex-ante y la tasa de inflación esperada, quebrándose el supuesto de independencia entre las dos variables.

El objetivo del presente trabajo es el de, partiendo de la idea de Fama, proporcionar un marco general de contraste del efecto Fisher teniendo en cuenta los desarrollos recientes que se han dado en la econometría aplicada. Posteriormente, se aplica dicho marco a datos mensuales de la economía española.

La estructura del trabajo es como sigue. La Sección 2 está dedicada a desarrollar el modelo teórico de referencia. Los resultados empíricos se presentan en la Sección 3 y las conclusiones están contenidas en la Sección 4.

2. MODELO DE REFERENCIA

Nuestro punto de partida para estudiar el efecto Fisher está formado por la siguiente relación:

$$R_t = r_t^e - \Delta_t^e \quad (1)$$

en donde:

R_t : tipo de interés nominal que se negocia al comienzo de t .

r_t^e : tipo de interés real ex-ante.

Δ_t^e : tasa de variación del poder de compra esperado desde t a $t+1$. Se cumple que $1 + \Delta_t^e = 1 / (1 + \pi_t^e)$, donde π_t^e es la tasa de inflación esperada.

Las dos hipótesis comentadas en la sección anterior se pueden concretar ahora del siguiente modo:

1. Mercado eficiente:

Esta hipótesis implica dos cosas: en primer lugar, la hipótesis de expectativas racionales para Δ_t^e , por lo que se puede escribir:

$$\Delta_t - \Delta_t^e = e_t \quad (2)$$

con e_t ruido blanco, siendo $E(e_t / I_{t-1}) = 0$, en donde I_{t-1} representa toda la información relevante para los agentes al final del periodo $t-1$. En segundo lugar, suponemos que en I_{t-1} está contenida toda la información empleada por los agentes para fijar R_t .

2. *Independencia entre el tipo real ex-ante y Δ_t^e* . Esto se concreta en que si suponemos que el tipo real ex-ante tiene un comportamiento del tipo siguiente:

$$r_t^e = z_t' \cdot \gamma + \delta \cdot \Delta_t^e \quad (3)$$

en donde z_t' es un vector de variables exógenas; la hipótesis de independencia requiere que se cumplan las dos condiciones siguientes:

2.1. Las variables en z_t' son independientes de Δ_t^e .

2.2. $\delta = 0$. (4)

Fama fue algo más restringido, especificando que el tipo real ex-ante era constante, de forma que:

$$z_t' \cdot \gamma = \alpha \quad (5)$$

pudiéndose escribir:

$$r_t^e = \alpha \quad (6)$$

Sustituyendo (3) en (1) se obtiene:

$$R_t = z_t' \cdot \gamma + \delta \cdot \Delta_t^e - \Delta_t^e = z_t' \cdot \gamma + (\delta - 1) \cdot \Delta_t^e \quad (7)$$

De esta expresión se obtiene que:

$$\Delta_t^e = R_t - z_t' \cdot \gamma$$

y utilizando (2) y (5) se llega a la ecuación de contraste que toma la forma:

$$\Delta_t = \beta R_t - \omega + \varepsilon_t \quad (8)$$

en donde:

$$\beta = \frac{1}{\delta - 1} \quad \text{y} \quad \omega = \frac{\alpha}{\delta - 1}$$

El efecto Fisher implica que $\delta=0$, que $\beta=-1$ y que $\omega = -\alpha$. Obsérvese además que, al igual que Fama, la ecuación de contraste es inversa a la habitual, situando como variable dependiente a Δ_t y como independiente a R_t ; la finalidad de esto es contrastar

conjuntamente al efecto Fisher la hipótesis de que toda la información contenida en la tasa de inflación futura se encuentra en el tipo de interés nominal.

Supongamos ahora que el tipo de interés real ex-ante depende sólo de su propio pasado y de Δ_t^e :

$$r_t^e = r_{t-1}^e + \delta \cdot \Delta_t^e \quad (9)$$

Teniendo en cuenta (1), (2) y (9), la relación de contraste puede escribirse como:

$$\Delta_t = -\beta \cdot r_{t-1} + \beta \cdot R_t + (\epsilon_t - \beta \cdot \epsilon_{t-1}) \quad (10)$$

Y teniendo en cuenta (4), en este caso la hipótesis nula que se contrasta es también $\beta = -1$, por lo que:

$$\Delta_t + R_t = r_{t-1} + (\epsilon_t + \epsilon_{t-1}) \quad (11)$$

Un rasgo a destacar de (11) es que la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación no es escalar y que dicha perturbación está correlacionada con uno de los regresores, r_{t-1} . La solución a estos problemas puede encontrarse en Cumby et al. (1983).

Si suponemos que el tipo real ex-ante depende en forma autorregresiva del tipo real ex-post del periodo anterior, de forma que puede escribirse:

$$r_t^e = \phi \cdot r_{t-1} + \delta \cdot \Delta_t^e \quad (12)$$

La ecuación de contraste que resulta es:

$$\Delta_t = \phi^* \cdot r_{t-1} + \beta \cdot R_t + \epsilon_t \quad (13)$$

en donde $\phi^* = \frac{-\phi}{\delta-1}$

La hipótesis nula a contrastar es $H_0: \beta = -1$.

Por último, si suponemos que el tipo de interés real ex-ante está determinado por un grupo de variables exógenas, entonces podemos escribir:

$$r_t^e = z' \cdot \gamma + \delta \cdot \Delta_t^e \quad (14)$$

en donde z' es el grupo de variables exógenas que explican el tipo real ex-ante.

En este caso, la ecuación de contraste resultante sería:

$$\Delta_t = \beta \cdot R_t + z' \cdot \gamma^* + \varepsilon_t \quad (15)$$

en donde $\gamma^* = \frac{\gamma}{\delta - 1}$

También en este caso la hipótesis nula que se contrasta es que $\beta = -1$, por lo que:

$$\Delta_t + R_t = z' \cdot \gamma^* + \varepsilon_t \quad (16)$$

El efecto Fisher se rechaza siempre que la hipótesis nula $H_0: \beta = -1$ sea rechazada en una de las cuatro relaciones especificadas: (8), (10), (13) ó (15).

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

Estrategia de estimación

Como hemos indicado en la Introducción, el efecto Fisher hace referencia a la relación a largo plazo existente entre dos variables. Este carácter de largo plazo está implícito en la forma de la hipótesis nula comentada para los modelos (8), (10), (13) y (15), pero según sea el carácter univariante de las series, la forma de estos modelos no es la más adecuada para llevar a cabo el tratamiento del largo plazo.

En los últimos diez años, dentro de la Econometría, se ha desarrollado una línea en torno al concepto de cointegración, basada en la determinación más conveniente de las relaciones a largo plazo. Dentro de la literatura sobre el efecto Fisher pueden encontrarse numerosas ilustraciones de la aplicación de la teoría de la cointegración; ver, por ejemplo, Atkins (1989), MacDonald y Murphy (1989), Moazzami (1991), Mishkin (1992) y Wallace y Warner (1993).

Gonzalo (1994) aporta evidencia que parece indicar con claridad que el mejor método para estimar las relaciones a largo plazo es el método de Johansen en el marco de un modelo VAR con mecanismo de corrección de error. Este es el enfoque que se va a seguir en el presente trabajo, siguiendo una estrategia mixta sugerida por Hamilton (1994), págs. 651-52, en torno a las siguientes tres etapas:

Primero, se estudiará el carácter univariante de las series, determinando el orden de integración de cada una de ellas.

Segundo, se especificará un modelo VAR en niveles, determinándose el orden del mismo mediante la aplicación de una batería de contrastes. La consideración del modelo en niveles, además de permitirnos determinar el orden, nos proporcionará una

primera información sobre la dimensión del espacio de cointegración y sobre la matriz de coeficientes a largo plazo.

Tercero, una vez estimado el modelo, se contrastarán las restricciones necesarias para concluir con la presencia o no del efecto Fisher en el periodo considerado.

Base informativa

Para llevar a cabo el análisis se tomarán las siguientes variables: un tipo de interés de corto plazo, el interbancario a tres meses y la tasa de cambio del poder adquisitivo anual. Además, se consideran el correspondiente tipo de interés real y tres variables que pueden ayudar a explicar el comportamiento del tipo real en el último de los supuestos: una variable monetaria, otra fiscal y un indicador de producción. Esta tres últimas variables se han elegido prestando atención a un modelo teórico de tipo de interés real y a la disponibilidad estadística. Los rasgos teóricos del modelo corresponden a los desarrollos contenidos en Elliot (1977), Wilcox (1983), Findlay (1991) y Allen (1991, 1992).

Los datos originales se han obtenido del Banco de España. Todas las series son datos mensuales desde enero de 1983 a diciembre de 1992. Las series de inflación, la variable monetaria y la fiscal se han desestacionalizado con un método basado en el de descomposición y desarrollado en Nieves (1994).

La nomenclatura utilizada para las variables y su descripción es la siguiente: DELTA12, tasa de crecimiento del poder de compra, obtenida a partir de la tasa de inflación trimestral anualizada, desde cada mes a tres meses adelante suponiendo previsión perfecta; I3M, tipo de interés nominal interbancario a tres meses; REAL12PP, tipo de interés real a tres meses, obtenido como diferencia entre el tipo nominal menos la tasa de inflación a doce meses; M3, tasa de crecimiento anual de las disponibilidades líquidas, deflactado por el IPC; CREDSP, tasa de crecimiento anual del crédito al sector público, deflactado por el IPC; IPI, índice de producción industrial desestacionalizado por el Banco de España. El tratamiento econométrico de los datos se ha llevado a cabo utilizando los paquetes estadísticos RATS v. 4, Microfit v.3.0 y PCGIVE v. 8.0.

Análisis del carácter univariante de las series

En este apartado se aplican a las series con las que se va a trabajar los contrastes Z_t de raíz unitaria de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller ampliado (DFA) y Phillips-Perron, desarrollados respectivamente en Dickey y Fuller (1979), Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988), siguiendo un procedimiento similar al descrito en Holden y Perman

(1994). Además de los contrastes anteriores, se realizó también una inspección visual de las series y un análisis del correlograma muestral de las mismas; estos gráficos no aparecen por cuestiones de espacio, pero pueden ser solicitados a los autores. Los resultados de los contrastes de raíz unitaria citados pueden verse en las Tablas 1 y 2. Los estadísticos obtenidos llevan en general a no poder rechazar la hipótesis nula de la presencia de una raíz unitaria para las variables en niveles. Cuando se analizan las variables en primeras diferencias, la hipótesis que se rechaza con generalidad es que sean $I(2)$ frente a que sean $I(1)$; por lo tanto, podemos concluir que las variables originales son $I(1)$.

Tabla 1. Test Z_t de raíces unitarias DF, DFA y Phillips-Perron.
Variables en niveles.

<i>Variable</i>	<i>DF</i>	<i>DFA</i>	<i>Phillips-Perron</i>
DELTA12	-2.2728	-2.434	-2.168
I3M	-1.692	-2.447	-2.212
M3	-1.270	-1.949	-1.595
CREDSP	-1.180	-0.764	-1.370
IPI	-2.585	-1.550	-2.189

Los estadísticos se han calculado para 12 retardos. El valor crítico al 5% es -2.88.

Tabla 2. Test Z_t de raíces unitarias DF, DFA y Phillips-Perron.
Variables en primeras diferencias.

<i>Variable</i>	<i>DF</i>	<i>DFA</i>	<i>Phillips-Perron</i>
DELTA12	-11.494	-3.036	-11.465
I3M	-6.824	-3.263	-6.518
M3	-11.560	-3.574	-11.445
CREDSP	-10.368	-3.020	-11.436
IPI	-21.147	-1.124	-24.858

Los estadísticos se han calculado para 12 retardos. El valor crítico es el mismo que el de la Tabla 1. (*) Para el IPI, el cálculo de los DFA con menos retardos llevan a rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

Análisis de cointegración

Para analizar las posibles relaciones de cointegración entre las variables, utilizaremos el método de máxima verosimilitud de Johansen. De acuerdo con la estrategia de estimación comentada en la sección 2, en una primera fase se analizará si existe cointegración entre DELTA12 e I3M; en caso de que no se pueda rechazar la hipótesis nula de no cointegración, pasaremos a considerar otras variables.

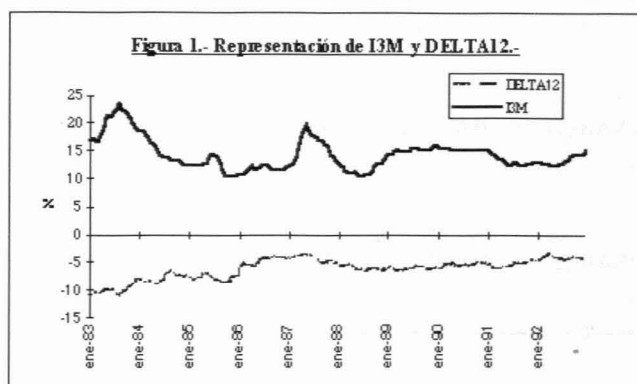
Para determinar si las variables incluidas en el modelo están cointegradas, debemos calcular el número de vectores de cointegración del sistema. Para ello, es preciso calcular los tests estadísticos basados en los mayores valores propios y en la traza, como se describen en Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990); los puntos críticos se han obtenido de Osterwald-Lenum (1990). En la Tabla 3 se muestra el resultado del test de Johansen utilizando 3 retardos, aunque los resultados no difieren sustancialmente si se toman otro número de retardos.

**Tabla 3. Resultados del test de Johansen para DELTA12, I3M
(3 retardos, caso sin tendencia)**

<i>Hip. nula</i>	<i>Hip. altern.</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor crítico al 95%</i>
Basado en los mayores valores propios:			
r = 0	r = 1	13.195	15.672
r 1	r = 2	6.353	9.243
Basado en la traza:			
r = 0	r 1	19.549	19.964
r 1	r = 2	6.353	9.243

A partir de los resultados de la Tabla 3, se acepta la hipótesis nula de que DELTA12 e I3M no están cointegradas. Este resultado se ve reforzado si se presta atención al gráfico de las dos series y al valor tomado por el estadístico DFA(12) de la regresión de DELTA12 sobre I3M. El gráfico aparece en la Figura 1; en esta figura puede observarse que mientras I3M presenta tramos segmentados con distintas pendientes y una tendencia a la estabilidad desde 1989, DELTA12 presenta una alta variabilidad y una tendencia creciente en el tiempo. La simple inspección visual indica claramente la falta de cointegración entre estas dos variables. El valor tomado por el estadístico DFA(12) es de -1.482 (valor crítico al 5%, -3.39) por lo que también en este caso la evidencia en contra de la cointegración es clara.

La conclusión que se deriva de este primer análisis es que las dos variables consideradas aisladamente no están cointegradas, por lo que en este marco bivalente hay evidencia para rechazar el efecto Fisher.



A continuación, vamos a estimar un modelo VAR en el que intervienen, además de DELTA12 e I3M, las tres variables comentadas anteriormente para reflejar el comportamiento del sector monetario, sector público y sector real, M3, CREDSP e IPI, respectivamente. En primer lugar, para calcular el número de retardos del VAR vamos a aplicar dos tipos de contrastes: uno, partiendo de un modelo con 4 retardos y pasando a otros reducidos con 3 y 2 retardos, determinaremos a través del estadístico F cuál de los tres modelos es más aceptable; y dos, calcular como medida de bondad predictiva extramuestral la media del sumatorio de los errores de predicción al cuadrado para cada ecuación del VAR con 4, 3 y 2 retardos, calculados consecutivamente al dejar las doce últimas observaciones fuera de la muestra. Los resultados de ambos procedimientos se muestran en las Tablas 4 y 5.

Tabla 4. Contraste de la F para determinar el número de retardos del VAR

	Valor del estadístico F	Nivel de significación crítico
Pasar de 4 a 3 retardos	0,8417	0,6871
Pasar de 3 a 2 retardos	1,3357	0,1326
Pasar de 4 a 2 retardos	1,0819	0,3332

Tabla 5. Capacidad predictiva de cada modelo VAR con distintos retardos

<i>Var. dependiente</i>	<i>I3M</i>	<i>M3</i>	<i>CREDSP</i>	<i>IPI</i>	<i>DELTA12</i>
$\sum \frac{e_i^2}{p}$ (VAR-4)	0,7348	1,1654	1,6554	1,8406	0,8767
$\sum \frac{e_i^2}{p}$ (VAR-3)	0,6337	1,1966	1,6147	1,7710	0,7859
$\sum \frac{e_i^2}{p}$ (VAR-2)	0,6493	1,4525	1,6001	1,7353	0,8016

Tras aplicar los dos procedimientos descritos para averiguar el número de retardos idóneo, la conclusión es tomar el modelo VAR con 3 retardos y aplicar el enfoque de Johansen al conjunto de todas las variables para determinar si existe alguna relación de cointegración y, en su caso obtener los coeficientes de largo plazo de las variables. Los resultados de la estimación se muestran en la Tabla 6. En la Tabla 7 se muestran los valores normalizados de los coeficientes estimados en la relación de cointegración.

Los resultados obtenidos indican que cuando DELTA12 e I3M se consideran conjuntamente con el resto de las variables sí existe una relación de cointegración. A continuación, se ofrecen para las dos primeras relaciones del VAR, la correspondiente a DELTA12 e I3M, los valores del Coeficiente de Determinación corregido, del estadístico LM para la correlación serial de orden doce, el estadístico RESET de forma funcional, el estadístico de Jarque-Bera de normalidad de los residuos, el estadístico ARCH de heteroscedasticidad condicional de orden uno, el test de Chow de fallo predictivo, el valor del estadístico ADF(6) calculado a partir de los residuos de la regresión; al lado de esas cifras figura entre paréntesis el correspondiente nivel de significación crítico. En general, los valores contenidos en la Tabla 8 indican que las dos especificaciones son correctas, con las dudas de la normalidad y la heteroscedasticidad tipo ARCH para la relación del tipo de interés, sin duda consecuencia de la presencia de atípicos. Por último, los errores que comete cada ecuación del modelo ya se analizaron en una etapa previa y se comentaron en la Tabla 5.

Tabla 6. Resultados del test de Johansen para DELTA12, I3M, M3, CREDSP, IPI (3 retardos, caso sin tendencia). 83:1 a 92:12-

<i>Hip. nula</i>	<i>Hip. altern.</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor crítico al 95%</i>
Basado en los mayores valores propios:			
$r = 0$	$r = 1$	36,36	33,5
$r = 1$	$r = 2$	15,44	27,1
$r = 2$	$r = 3$	12,34	21,0
$r = 3$	$r = 4$	5,43	14,1
$r = 4$	$r = 5$	1,97	3,8
Basado en la traza:			
$r = 0$	$r = 1$	71,54	68,5
$r = 1$	$r = 2$	35,18	47,2
$r = 2$	$r = 3$	19,74	29,7
$r = 3$	$r = 4$	7,40	15,4
$r = 4$	$r = 5$	1,97	3,8

Tabla 7. Coeficientes normalizados del vector de cointegración por el método de Johansen

<i>DELTA12</i>	<i>I3M</i>	<i>M3</i>	<i>CREDSP</i>	<i>IPI</i>
-1	-0,2667	-0,6456	-0,0289	0,2360

Tabla 8. Evaluación de las dos primeras ecuaciones del VAR

<i>Var. depend.</i>	<i>DELTA12</i>	<i>I3M</i>
R^2	0,926	0,940
LM(12)	14,745 (0,25)	14,960 (0,24)
RESET	0,283 (0,59)	2,134 (0,14)
LM_N	3,489 (0,17)	21,718 (0,00)
ARCH(1)	0,468 (0,49)	34,322 (0,00)
DFA(6)	-4,485	-4,502
Test de Chow	5,197	(0,951) 3,334 (0,99)

Contraste del efecto Fisher

Este resultado de la estimación de la Sección anterior nos lleva, de la forma indicada en la sección 3.1, a contrastar distintas restricciones sobre los coeficientes del vector de cointegración para que nos informen de la existencia o no del efecto Fisher. En este caso, a partir de los coeficientes estimados de la Tabla 7, se tratarían de contrastar las siguientes restricciones lineales sobre el vector de cointegración:

1. DELTA12 no entra en la relación de cointegración.
2. I3M no entra en la relación de cointegración.
3. DELTA12 e I3M no entran en la relación de cointegración.
4. Si se rechazan las hipótesis anteriores, contrastar si los coeficientes de DELTA12 e I3M son iguales en cuantía pero de signo contrario; aceptar esta hipótesis implicaría aceptar un efecto Fisher unitario, mientras que rechazarla implicaría aceptar una relación entre las dos variables distinta de la unidad. Asimismo, en este caso se contrasta si las variables M3, CREDSP e IPI no entran en la relación de cointegración, lo que implica contrastar el modelo (16) frente al (8).

Los correspondientes valores de la Chi-cuadrado y el nivel de significación crítico asociado a cada hipótesis se muestran en la Tabla 9. Como se ve, en todos los casos se rechaza la correspondiente hipótesis nula, por lo que debemos llegar a la conclusión de que no se da el efecto Fisher unitario a largo plazo, pero sí existe una relación entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal. De la misma forma, debemos aceptar la influencia conjunta de las variables fiscales, monetarias y reales en la tasa de inflación.

Tabla 9. Contraste de restricciones lineales sobre el vector de cointegración

<i>Hipótesis</i>	<i>Valor de la χ^2</i>
DELTA12 = 0	15,023 (0,00)
I3M = 0	4,928 (0,03)
DELTA12 = I3M = 0	15,063 (0,00)
DELTA12 + I3M = 0	13,744 (0,00)
M3 = CREDSP = IPI = 0	21,951 (0,00)

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha abordado el contraste del efecto Fisher adoptando un enfoque propuesto por Fama (1975), pero ampliado en dos direcciones: la consideración de nuevos supuestos sobre el comportamiento seguido por el tipo de interés real ex-ante y la utilización de procedimientos econométricos alternativos a los seguidos por Fama. Se ha seguido manteniendo el supuesto de expectativas racionales.

Utilizando datos mensuales de la economía española correspondientes al periodo 1983-1992, la conclusión a que se llega es que, a largo plazo, debe rechazarse el efecto Fisher completo, pero no se puede descartar una relación entre la tasa de inflación y el tipo de interés real venga determinado por variables de carácter monetario, fiscal y real.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALLEN, S. D. (1991): «Government Borrowing and Tax-Adjusted Real and Nominal Interest Rates». *Applied Economics*, 23. pp. 31-39.
- (1992): «The Determinants of the Tax-Adjusted Real Interest Rate». *Journal of Macroeconomics*, 14. pp.15-32.
- ATKINS, F. J. (1989): «Co-Integration Error Correction and the Fisher Effect». *Applied Economics*, 21. pp. 1611-1620.
- CARLSON, J. A. (1977): «Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: Comment». *American Economic Review*, 67. pp. 469-475.
- CUMBY, J. HUIZINGA y M. OBSTFELD (1983): «Two-Step, Two-Stage Least Squares Estimation in Models with Rational Expectations». *Journal of Econometrics*, 21. pp. 333-355.
- DICKEY, D. A. y W. A. FULLER (1979): «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root». *Journal of the American Statistical Association*, 74. pp. 427-431.
- ELLIOT, J. W. (1977): «Measuring the Expected Real Rate of Interest: An Exploration of Macroeconomic Alternatives». *American Economic Review*, 67. pp. 429-444.
- FAMA, E. F. (1975): «Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation». *American Economic Review*, 65. pp. 269-282.
- y M. R. GIBBONS (1982): «Inflation, Real Returns and Capital Investment». *Journal of Monetary Economics*, 9. pp. 297-323.
- FINDLAY, D.W. (1991): «Budget Deficits, Short-Term Real Interest Rates and the Specification of Expected Inflation: an Empirical Investigation». *Applied Economics*, 23. pp. 1147-1158.
- FISHER, I. (1930): *The Theory of Interest*. MacMillan, New York.
- FULLER, W. A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley, New York.
- GONZALO, J. (1994): «Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships». *Journal of Econometrics*, 60. pp. 203-233.
- HAMILTON, J. D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- HOFFMAN y SCHLAGENHAUF (1982): «Real Interest Rates, Anticipated Inflation, and Unanticipated Money: A Multicountry Study». *The Review of Economics and Statistics*, 64. pp. 562-571.
- HOLDEN, H. y R. PERMAN (1994): «Unit Roots and Cointegration for the Economist». En *Cointegration for the Applied Economist*, editado por B. Bhaskara Rao, pp. 47-112.

- JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12. pp. 231-254.
- y K. JUUSELIUS (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Applications to the Demand for Money-». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52. pp. 169-210.
- JOINES, D. (1977): «Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: Comment». *American Economic Review*, 67. pp. 476-477.
- LEVI, M. D. y J. H. MAKIN (1978): «Anticipated Inflation and Interest Rates: Further Interpretation of Findings on the Fisher Equation». *American Economic Review*, 68. pp. 801-812.
- LITTERMAN, R. B. y L. WEISS (1985): «Money Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data». *Econometrica*, 53. pp. 129-156.
- MAC DONALD, R. y P. D. MURPHY (1989): «Testing for the Long Run Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation Using Cointegration Techniques». *Applied Economics*, 21. pp. 439-447.
- MELVIN, M. (1982): «Expected Inflation, Taxation, and Interest Rates: The Delusion of Fiscal Illusion». *American Economic Review*, 72. pp. 841-845.
- MISHKIN, F. S. (1984): «The Real Interest Rate, A Multi-Country Empirical Study». *Canadian Journal of Economics*, 17. pp. 283-311.
- (1992): «Is the Fisher Effect for Real?». *Journal of Monetary Economics*, 30. pp. 195-215.
- MOAZZAMI, B. (1991): «The Fisher Equation Controversy re-examined.» *Applied Financial Economics*, 1. pp. 129-133.
- NELSON C. R. y G. W. SCHWERT (1977): «Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis That the Real of Interest is Constant». *American Economic Review*, 67. pp. 478-486.
- NIEVAS, J. (1994): *El Efecto Fisher: Análisis Teórico y Propuesta de un Marco General para su Contraste*. Tesis Doctoral, Universidad de Zaragoza.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1990): «Recalculated and Extended Tables of the Asymptotic Distribution of some Important Maximum Likelihood Cointegrated Test Statistics». Manuscrito no publicado. Universidad de Copenhague.
- PHILLIPS, P. B. C. (1987): «Time Series Regression with a Unit Root». *Econometrica*, 55. pp. 277-301.
- y P. PERRON (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression». *Biometrika*, 75. pp. 335-346.
- ROLL, R. (1972): «Interest Rates on Monetary Assets and Commodity Price Index Changes». *Journal of Finance*, 27. pp. 251-277.

- SARGENT, T. J. (1973): «Interest Rates and Prices in the Long Run. A Study of the Gibson Paradox». *Journal of Money, Credit and Banking*, 5. pp. 385-449.
- SPIRO, P. S. (1989): *Real Interest Rates and Investment and Borrowing Strategy*. Quorum Books. Greenwood Press, Inc.
- WALLACE, M. S. y T. J. WARNER (1993): «The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration». *The Review of Economics and Statistics*, 75. pp. 320-324.
- WILCOX, J. A. (1983): «Why Real Interest Rates Were so Low in the 1970's». *American Economic Review*, 73. pp. 44-53.